



TITLE:

變量分析法(Method of Analysis of Variance)の藥劑試験への應用

AUTHOR(S):

河野, 達郎

CITATION:

河野, 達郎. 變量分析法(Method of Analysis of Variance)の藥劑試験への應用. 防虫科学 1947, 7-9: 65-71

ISSUE DATE:

1947-10-26

URL:

<http://hdl.handle.net/2433/156490>

RIGHT:

綜 説

變量分析法 (Method of Analysis of Variance) の

薬劑試験への應用

河 野 達 郎

(京都大學農學部昆虫學研究室)

I. ま え が き

實驗をくわだててその實測結果からできるだけ精度の高い結論をだそうと欲するのはだれしも當然のことであろう。精度の高いということは結果に誤差が少いことであるから、われわれは實驗に誤差をもたらすと思われる原因はつとめて除くようにしなければならない。

ところで實驗室などできわめて精密に行うことのできる物理實驗といったような場合には、實驗の結果に他の不純因子がまぎれこむことが比較的すくないが、こと複雑な生命現象ととりくむ生物學あるいはその基礎に立つ醫學、農學などの分野でおこなう實驗、ことに野外での實驗を必要とする研究にいたつてはその實測結果にいろいろの因子の影響がまぎれこむことをどうしても避けることができない。そしてこの場合未知の因子は勿論われわれが意識している因子の影響さえも、技術的な理由などから除くことができないということは、これまでの研究者がひとしく体験してきたなやみであつた。そしてだれもがこのなやみから脱きやくしようといろいろの苦心工夫をかさねてきた。しかしそれとても從來の体験をもととして、あくまで經驗的に、尤もらしく實驗を計畫することによつて誤差の附隨からまぬがれようとする努力にほかならなかつたようである。すなわちそこには、「實驗をどう計畫するか」ということについて、科學的にそれを決定するなんらの根きよもないばかりでなく、實驗誤差そのものについてあまりにも回避的であり、ときにはこれをうやむやに葬ろうとするものさえあつたようにおもう。これでは科學の進歩は望まれない。いまにして尙研究報告の中に主觀的結論の多くあつたをたゞない理由も一つはこのへんにあると思われる。

どうしても精度のよい結論をうるためには、實

驗につきまとう誤差についてよく知り、それに親しむことが必要なわけである。たとえ誤差からまぬがれることができないとしても、誤差そのものを量的、質的につかむことができれば問題はないはずである。そのためには、われわれはもつと科學的に——客觀的、數理的に實驗を計畫する必要があるのではなからうか。

ここに筆者はこれらの問題の解結にせまられている研究者たちへ、近代數理統計學の一部門に、Fisher一派によつて拓かれた實驗計畫法 (Design of Experiments) という一分野のあることをつたえよう。これは同じ材料で最も精度のよい結論をだすには如何に實驗すればよいかということを數理統計學の立場から研究する分野であつて、小標本の理論から發展させられた變量分析法 (Method of Analysis of Variance) がその基礎をなすものである。

小標本の理論といへばなかには眼あたらしく感ずる人もあるが、何も最近にはじまつたわけではなく、既に今世紀初頭におこり現在では、從來の大數統計を抹殺する程にまで精密化されているのであつて、變量分析法という方法も米國において Fisher & Mackenzie (1923) がはじめて農學實驗に應用して以來、一般の研究者の注目するところとなり、この方面で非常ないきおいで普及し發展したのである。ところみに米國の1937~1938年頃の農學雜誌 Jour. Agr. Sci. や Jour. Amer. Soc. Agronom. をひらいてみるとこの統計方法がいかにさかんに應用されていたかがわかる。尤もこの方法とても最善のものとは思われないので、その後も多くの學者の批判の對象となつたようであるが、その後こうした方法が如何に發展し、どのように實用化されたかはいまのわれわ

(1) 分散分析法、あるいは平方偏差解析法ともいわれる。

れには知るよしもない。

實際米國でこの方法が多く應用されたのは農學の試験研究、特に圃場試験(たとえば肥料試験、收量試験など)の場合であつて、試験區の誤差を處理する方法としては全く劃期的な方法とされたようである。ところでこうした新しい統計的方法もわが國ではなぜかあまりかえりみられず、むしろ敬遠されていた感がある。もちろんそれはいろいろの理由も考えられるが、われわれとして一應考えてみねばならないことがすくないと思う。

ここに筆者が淺學をかえりみづこうした紹介をこころみる氣持になつたのも一つにわれわれのたづさわる學問の分野にこうした新しい統計的方法のかけていることをつねづね残念におもつたからで、學友からのすすめもあり、あえて筆をとつたわけである。もちろん筆者など決して統計學を得意とするものでないの、これが理論的な説明など思いもよらないことであつて、ほとんど紹介の任にたえないのであるが、2, 3 さがし讀んだ參考書にたよつて、藥劑試験の場合を例にとつて、この方法がどんなものであるかその概念なり用い方などについて書いてみたいと思う。

II. 實驗計畫の立て方について

實驗を計畫する場合のコツは實測結果にまぎれこんでくる種々の因子による變動程度を知りうるようにすることである。もちろん、あらかじめ除きうる變動因はこれを除かねばならないが、除けなくとも實驗結果に現れる變動を分析して、意味ある變動を除き、他の解釋のつかない變動をなるべく少くするようにして結論の精度をよくしなければならない。Fisher は、この實測結果の精度のよしあしは問題となる値の變量 (Variance) の小さいことであることに着目して、この變量を適當な目印によつていくつかの變量の和に分けて残りの意味のわからない變量と他の變量とを比較し、後者が意味あるものとみとめてよいかどうかを統計的にしらべる方法を考へだしたのである。これが變量分析法と呼ばれる方法なのである。

(2) 統計學ではこれを分散不偏推定量と呼び、實測値が標本平均の周りにどのようなべだたりをもつて散らばっているかをしめす値である。

ところでこの分析方法をつかうには、この方法がつかいえるように實驗を計畫しなければならぬ。というのはどんな場合にもこの分析方法が適用できるとは限らないからである。そのうちでも實驗區の配列ということが大切である。實驗區の大小とか配列については從來からいろいろと論議され、たくさんの文献があるようであるが、變量分析法をつかう場合に多く行われている配列の方法としては、Fisher & Wishart 兩氏が考案した次の2つの方法があげられる。

1). ラテン方格法 (Latin Square)⁽³⁾

2). 亂塊法 (Randomized Blocks)

ラテン方格法というのは、たとえば第1圖のような配列である。すなわち、これでは5つの品種(又は處理) A, B, C, D, E を縦、横いすれにも1品種(又は處理)を含み1つ以上含まないように

第1圖

C	E	A	B	D
B	C	D	A	E
D	B	E	C	A
A	D	C	E	B
E	A	B	D	C

第2圖

B	D	A	E	C
A	E	C	D	B
D	C	A	E	B
A	D	B	C	E

配列した場合である。第1圖はその1例であつて、こうした配列は順列の計算からいへば随分澤山ある(品種が5つならば161280通りの配列法がある)わけであるから、そのうちの1つを at random にとればよいのである。亂塊法というのは前者より簡單で、第2圖のように試験區が任意のいくつかのblockにわけられ各blockについて1品種(又は處理)づつ含むようにした場合である。そしておのおのblock内での配列は他のblock内での配列とは關係なく、at random に配列されるのである。このほかに碁盤法(Bevan's Chessboard)という配列法もあるが缺點が多いため一般に用いられないようである。前の2つの方法でどちらがよいかは一概にいえないのであつて、使い道によつてそれぞれ特長のあるものである。しかし、實驗を

(3) Latin Square の名の起源については、高木貞治：數學小景(昭18)215頁以下にくわしく書かれている。

行う場の均一性が問題となる場合、場所の不均一性による変動をよりくわしく分析出来る点でラテン方格法の方がすぐれているように思われる。尤もこれらの配列法が何故試験区の誤差処理に最も適しているかということについて理論的な説明をくわえることはむづかしいことである。

前にものべたように、この変量分析法はこうしたある限られた方法で実験を行う場合にのみ用いることができるのであつて、これをいきなりわれわれが現在行っている実験に適用できるとは限らないのである。というのは、この統計的方法が適用されるためには試験区の配列が at random に行われ、供試材料があくまで任意標本であることが必須の条件であるからである。

ここでは便宜上亂塊法によつて実験した場合についてこの分析の方法を例題とともに説明することにする。理論的な説明は一切これをはぶいたがそれは單に難解ということだけでなく、むしろわれわれにはこの方法を使いこなすことができればそれで満足すべきであると言う理由からである。

Ⅱ. 變 量 分 析 法

いま m 種類の殺虫剤, V_1, V_2, \dots, V_m の殺虫効果を比較するためにある種の昆虫を供試材料として野外から採集してきて実験したとする。昆虫の薬剤に対する抵抗力がその虫の生い立つた歴史, たとえば環境や食物, 生れてからの日数などで少なからずちがうであろうことは當然考えられることで、そのために殺虫効果のうゑに混同が起るおそれがあるので n ヶ所の異つた場所, H_1, H_2, \dots, H_n から昆虫をとつてきて供試することとする。亂塊法では H_1, H_2, \dots, H_n のそれぞれを 1 つの block とみなして、各 block について m 種の殺虫剤をつかつて実験すればよい。

今 H_i に対する V_j の殺虫効果が X_{ij} で示されるとすると、実験の結果は第 3 表の如く整理することができる。

この表はおそらくわれわれが得ることのできる最低限度の資料であろう。さてこの実験結果から薬剤の種類差(種差)にもとづく殺虫効果の変動の程度と供試昆虫のちがい(塊差)による変動程度をそれぞれ總平均 (\bar{X}) からの偏差の自乗の合計

第 3 表

V	V_1	V_2	$\dots\dots V_j$	$\dots\dots V_m$	計	平均
H						
H_1	X_{11}	X_{12}	$\dots\dots X_{1j}$	$\dots\dots X_{1m}$	T_1	\bar{X}_1
H_2	X_{21}	X_{22}	$\dots\dots X_{2j}$	$\dots\dots X_{2m}$	T_2	\bar{X}_2
\vdots						
H_i	X_{i1}	X_{i2}	$\dots\dots X_{ij}$	$\dots\dots X_{im}$	T_i	\bar{X}_i
\vdots						
H_n	X_{n1}	X_{n2}	$\dots\dots X_{nj}$	$\dots\dots X_{nm}$	T_n	\bar{X}_n
計	T_1	T_2	$\dots\dots T_j$	$\dots\dots T_m$	T	
平均	\bar{X}_1	\bar{X}_2	$\dots\dots \bar{X}_j$	$\dots\dots \bar{X}_m$		\bar{X}

(Sum of Squares) として見積ることができる。

$$\text{種差平方和} \dots\dots\dots n \sum_{j=1}^m (\bar{X}_j - \bar{X})^2$$

$$\text{塊差平方和} \dots\dots\dots m \sum_{i=1}^n (\bar{X}_i - \bar{X})^2$$

さらにこの実験でも種差あるいは塊差による変動以外に、ある幾つかの原因による変動 (偶発的な実験誤差にもとづく変動も當然含まれる) がこの結果中に含まれているはずであるから、その程度をも見積らねばならない。それには実験全体のあらわす変動の總量を次の計算によつて求め、

$$\text{總平方和} \dots\dots\dots \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m (X_{ij} - \bar{X})^2$$

これから種差及塊差による變動量を差引けばよい。すなわち

$$\begin{aligned} \text{剩餘平方和} \dots\dots \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m (X_{ij} - \bar{X})^2 &- \left(n \sum_{j=1}^m (\bar{X}_j - \bar{X})^2 \right. \\ &\left. + m \sum_{i=1}^n (\bar{X}_i - \bar{X})^2 \right) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m (X_{ij} - \bar{X}_i - \bar{X}_j + \bar{X})^2 \end{aligned}$$

この値はこの場合これ以上分析できない變動の程度をあらわすものであつて、いずれの變動因にも歸屬せしめられないというので、一般にこれを誤差として取りあつたつてゐる。

以上のようにして実験全体から 3 つの變動因を目印として、それぞれの變動程度を見積ることができたが、これらの値はこの儘では比較考察の資料とはならない。それでこれらの値をそれぞれの

變動因に照應する自由度 (Degrees of Freedom) なるもので割つたもの、すなわち變量 (Variance) を求めるのである。この場合誤差平方和 (剩餘平方和) の負う自由度は總平方和に對する自由度 $(mn-1)$ から種差平方和に對する自由度 $(m-1)$ 及び塊差平方和のそれ $(n-1)$ を差引いたものであることは、平方和を求めた場合と同様であるすなわち、

$$(mn-1) - [(m-1) + (n-1)] = (m-1)(n-1)$$

したがつてそれぞれの變量は

$$\text{種差變量} \cdots \cdots U_1 = \frac{n}{m-1} \sum_{j=1}^n (\bar{X}_{.j} - \bar{X})^2$$

$$\text{塊差變量} \cdots \cdots U_2 = \frac{m}{n-1} \sum_{i=1}^m (\bar{X}_i - \bar{X})^2$$

$$\text{誤差變量} \cdots \cdots U_3 = \frac{1}{(m-1)(n-1)} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m (X_{ij} - \bar{X}_i - \bar{X}_{.j} + \bar{X})^2$$

このようにして實驗結果にあらわれた變動をいくつかの變動因に分けてその程度を偏歪なく見積るという方法が變量分析法なのである。

ところでこの變量が求められた計算の過程をみてもわかるように、變量が大きければ大きいほどその變動程度が大きく、小さい時は變動のすくないことをあらわしている。

ここでわれわれは特に誤差變量の大いさに注意をむけなければならない。というのはこの誤差變量の値の大小がその實驗の精粗をあらわす唯一つの數値であるからである。以上の計算を行うには第4表のような表 (變量分析表という) を作つたら便利であろう。

平方和を計算するには次の式で自乗の表をつかつて求めると簡単である。

$$\text{種差平方和} = n \sum_{j=1}^n \bar{X}_{.j}^2 - m \bar{X}^2$$

第4表

變動因	偏 差 平 方 和	自 由 度	變 量
種 差	$n \sum_{j=1}^n (\bar{X}_{.j} - \bar{X})^2$	$(m-1)$	U_1
塊 差	$m \sum_{i=1}^m (\bar{X}_i - \bar{X})^2$	$(n-1)$	U_2
誤 差	$\sum \sum (X_{ij} - \bar{X}_i - \bar{X}_{.j} + \bar{X})^2$	$(m-1)(n-1)$	U_3
全 体	$\sum \sum (X_{ij} - \bar{X})^2$	$(mn-1)$	—

$$\text{又は} \quad = \frac{1}{n} \sum T_{.j}^2 - \frac{T^2}{mn}$$

$$\text{塊差平方和} = m \sum \bar{X}_i^2 - n \bar{X}^2$$

$$\text{又は} \quad = \frac{1}{m} \sum T_i^2 - \frac{T^2}{mn}$$

$$\text{總平方和} = \sum \sum X_{ij}^2 - mn \bar{X}^2$$

$$\text{又は} \quad = \sum \sum X_{ij}^2 - \frac{T^2}{mn}$$

前にもいつたようにここでは亂塊法によつただ3つの變動因を目印として分析する場合についてのみ述べたのであるが、さらに多くの要因に分析する場合でも根本の考え方は同じであつて、たゞそれが可能なように實驗を計畫すればよいのである。

いま例をもつて、計算の手続きをしめしてみよう。

ある接觸殺虫剤に8種類の展着剤、(A, B, C, D, E, F, G, H) の一定量を加えた場合の殺虫効果を一種のアブラムシについてしらべて第5表の成績を得たとする。この場合アブラムシは任意に野外の6ヶ所、(I, II, III, IV, V, VI) から採集してきたものである。

この結果から展着剤のちがひによる殺虫効果の變動 (種差) と採集個所の相違によるそれ (塊差) 及び誤差による變動の程度を見積ることができ、まづそれぞれの偏差平方和を求めると、

$$\begin{aligned} \text{總平方和 (a)} & \cdots \cdots \sum \sum X_{ij}^2 - \frac{T^2}{mn} \\ & = 7040.28 - 5482.69 = 1557.59 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{種差平方和 (b)} & \cdots \cdots \frac{1}{n} \sum T_{.j}^2 - \frac{T^2}{mn} \\ & = \frac{36352.84}{6} - 5482.69 = 576.12 \end{aligned}$$

第5表：(表中の数字は死虫率をしめす。)

H \ V	A	B	C	D	E	F	G	H	計	平均
I	27.6	12.4	13.8	7.0	9.2	5.6	8.6	1.6	85.8	10.73
II	17.8	7.4	3.8	4.0	1.8	9.4	7.2	1.8	53.2	6.65
III	14.2	8.2	6.8	12.2	11.4	5.8	6.6	4.0	69.2	8.65
IV	12.4	11.4	7.8	10.4	7.2	11.4	8.4	9.6	78.6	9.83
V	17.8	15.8	18.6	6.8	12.6	8.4	6.0	7.4	93.4	11.68
VI	20.2	17.4	19.8	22.4	20.4	11.2	9.0	12.4	132.8	16.60
計	110.0	72.6	70.8	62.8	62.6	51.8	45.8	36.8	513.0	
平均	18.33	12.10	11.77	10.47	10.43	8.63	7.63	6.13		10.68

$$\begin{aligned} \text{塊差平方和 (c)} &= \frac{1}{m} \sum T_i^2 - \frac{T^2}{mn} \\ &= \frac{47517.88}{8} - 5482.69 = 457.05 \end{aligned}$$

従つて誤差平方和 (d) は

$$\begin{aligned} a - (b + c) &= 1557.59 - (576.12 + 457.05) \\ &= 524.42 \end{aligned}$$

次にこれをそれぞれの自由度で割つて變量を求めると、

$$U_1 = 576.12 \div 7 = 82.30$$

$$U_2 = 457.05 \div 5 = 91.41$$

$$U_3 = 524.42 \div 35 = 14.98$$

これを變量分析表でしめすと第6表のようである。

第6表

變 動 因	偏差平方和	自由度	變 量
種 差	576.12	7	$U_1 = 82.30$
塊 差	457.05	5	$U_2 = 91.41$
誤 差	524.42	35	$U_3 = 14.98$
全 体	1557.59	47	—

さてこうして求めた變量の値をみてみると、種差及塊差變量に比して誤差變量がかなり小さいことがわかる。前にもいつたように實驗そのものの精度は誤差變量の大小に負うのであるから、結果からみればこの實驗の信頼度はそう低くないとみることができるだろう。尙この場合塊差變量が分析されなかつたならば誤差の偏差平方和は

$$524.42 + 457.05 = 981.47$$

となり、自由度は $35 + 5 = 40$ となるから、したがつて、誤差變量は 24.45 となり、塊差を分けて考

えた場合より大きくなり、精度が悪くなることに注意されたい。

次にこれらの變動のあらわす意味について述べなければならぬ。それにはいわゆる統計的假説檢定の理論として知られる吟味方法について述べる必要がある。

IV. 値の吟味について

さて前節では全体の殺虫効果の變動を薬剤の差による變動と供試昆虫のちがひによる變動及び誤差による變動とに分析することができたが、どの變動に意味があるかは單に變量を見ただけでは正確なことはわからない。これを客觀的に見きわめるには、これらの變動が偶然によるものかどうか、すなわち、その必然性の程度を知ることが必要である。それには普通誤差變量を規準として判斷すべき他の變量と比較する。この檢定には Fisher の “Z”-test を用うればよい、即ち次の式によつて Z を求めて、

$$Z = \frac{1}{2} \log_e \frac{u^2}{v^2} = \frac{1}{2} (\log_e u^2 - \log_e v^2)$$

Z-分布表から得られる Z の理論値と比較する。もし計算値が理論値より大きければその變動は有意義だと判定するのである。Z-分布表に n_1, n_2 とあるのは、それぞれの變量に負う自由度であつて、 n_1 には大きい變量に對する自由度、 n_2 は小さい變量に對する自由度をあてはめればよい。そして Z の計算にあつてはその値が負にならないよ

(4) 新しい数理統計学の書には必ず見られる表である。

(5) Z-分布表には普通有意水準が5%の場合と1%の場合があげてある。危険率といわれるものと同じものであるがただ観点がちがうだけである。

うに値の大きい變量を必づ分子にするのである。
(一般に誤差變量が小さいから分母とする場合が多い)
又検定にあたつて探るべき有意水準 (Level of Significance)*は特に精密を要する場合の他は 0.05 (すなわち 5%) を使えばよいだろう。これはわれわれが普通有意とみとめ得る一つの事象生起の必然性は 95 % 以上であるとみられるからである。前節の例について、種差變量の意義をしらべてみると、

$$Z = \frac{1}{2} \log_e \frac{U_1}{U_3} = \frac{1}{2} \log_e \frac{82.30}{14.98} = 0.8515$$

Z-分布表から $n_1=7$ $n_2=35$ に對する値をみると有意水準 5% のときは約 0.2196, 1% のときは 0.5906 である。すなわち計算値は理論値の有意水準 5% のときはもちろん、1% の値よりも大きい。だから種差による殺虫効果の變動には意義があると判斷できるのである。

塊差變量についても同様な吟味を行うことができることはもちろんである。

この “z”-test に對して、Snedecor は $\frac{u^2}{v^2}$ の比率を z になおさずそのまま利用することを考えて、z のかわりに “F” と名付けた。

$$F = \frac{u^2}{v^2}$$

この “F” を使つて吟味する方法を “F”-test という。この場合の検定法は前者と全く同様で、F-分布表を用いればよいのである。

こうして検定することによつてわれわれは種差變量 (あるいは塊差變量) について、これらの變動の有無かを、吟味することができるのであるが、前にも述べたように種差にもとづく變量 (あるいは塊差變量) が誤差變量よりかなり小さい場合には、これらの變動はほとんど有意とは考えられない。何故ならば誤差による變動が大きいことは實驗結果の信頼度が低いことになり、實驗結果から言いうることの精度が悪いことになるからで、これをくわしく吟味してもおよそ意味をなさない、これ以上検定する必要がないことになる。

さて “z”-test の結果、藥劑の種類による殺虫効果には有意の變動があることがわかつたが、そのうちのどの藥劑の殺虫効果がほんとうに大きく、又小さいのかを正確に知らねばならない。第 5 表にあらわれた個々の藥劑の殺虫効果の平均値を見

ただけでは何とも言えないからである。すなわち平均値相互の間には果して必然的な差があるかどうかをしらべる必要がある。一般に 2 つの平均値の差の意味を吟味するには、Student 法から導かれた “t”-test を用いる。

$$t = \frac{\bar{x} - \bar{x}'}{S} \sqrt{\frac{(n_1+1)(n_2+1)}{(n_1+1)+(n_2+1)}}$$

上式で \bar{x} 、及び \bar{x}' はそれぞれの平均値、S は兩群をまとめて一つにした時の分散不偏推定量の開平値であるが、この場合には誤差變量の開平値 $\sqrt{U_3}$ を用いる。 n_1 、及び n_2 は各平均値の負う自由度である。この式から t を求めて t 分布表から得られる理論値と比較して有意か否かを検定するのである。t-分布表の n は (n_1+n_2) である。(有意水準については z-test と同様であるから略する。) しかし此の實驗の如く多くの平均値が比較される時、しかも n_1 及び n_2 がどの平均値でも等しいときには、それぞれの平均値相互間の差について吟味するよりも、むしろ逆にいくら差があれば有意と言えるかということをしらべた方が便利である。

$$\bar{X} - \bar{X}' = \frac{t \times S}{\sqrt{\frac{(n_1+1)(n_2+1)}{(n_1+1)+(n_2+1)}}}$$

前例について計算してみよう。各品種は 6 回づつ反覆されたから自由度 n_1 及び n_2 は何れも $6-1=5$ である。したがつて t は $(n_1+n_2)=10$ に應ずる値を t-分布表から見出せばよい。すなわちこの場合有意水準を 5% として t の理論値は 2.228 である。S は $\sqrt{14.98}=3.87$ であるから

$$\bar{X} - \bar{X}' = \frac{2.228 \times 3.87}{\sqrt{\frac{6 \times 6}{6+6}}} = 4.97$$

となる。

すなわち、有意水準を 5% としてもそれぞれの平均値の間に 4.97% 以上の死虫率の差がなければほんとうに差があるとは言いきれないのである。第 5 表に示された平均値についてみると A という展着剤を用いた場合は明かに他の 7 種のものをつかつたときより殺虫効果があることがわかる。しかし他の 7 種のものは何れも相互にほとんど意味ある差があるとは、認められないことをしめしている。もちろん差というものはそうはつきりした階段的なものでないから嚴密に言えば差が無いとは

断定出来ない。もつと多くの数をつかえば差が出来るかも知れない。ただこれだけの材料でこの位の差では差があるとは言いきれないだけのことである。というのは、ここでは平均値が等しいという歸無假説をたててこの假説を検定したのであつて、検定の結果これ等平均値の假説が棄てられなくともこの假説が正しいという證明には必づしもならないからである。(統計的假説検定の理論については、増山(1943)及び佐藤(1944)の書に詳しいから参照されたい)。尙この“t”-testはF-分布を應用することもできるのであつて、一般にt-分布はF-分布で、

$$F = t^2 \quad n_1 = 1 \quad n_2 = n \quad (t\text{-分布の自由度})$$

と置いた特別の場合にすぎないから、F-表を利用してtを求めることもできるわけである。

こうした吟味方法はほかにもいろいろな應用があるが、ここでは割愛しておく。

Ⅴ. む す び

筆者はこの稿に於て實驗計畫法の基本的な一例について述べたにすぎないのであるが、要するに筆者の言いたかつたことは實驗が正しく計畫されたならば、得られた資料から、それを適當に分析することによつて、結果のしめす内容を精密に吟味することができるということである。如何にすぐれた實驗でもその結果の考察が自由にできないならば、その價值は低いものとなるであろう。今日のわれわれのように、日時資材に極度の制限をうけてゐるものにとつて、どうしてもこうした能率のよい、精度を高めるための方策——それは統計學の應用に限らないが——が必要であると思うのである。

しかしここに注意しなければならないことは、こうした統計方法とても、その理論自身は精密であつても、用い方に獨特なところがあつて慣れないとよく言いちがひや言いすぎを起しやすいということである。いかに精密をきわめた統計方法でもこれを正しく使わなかつたならば、そこには害こそあれ益のないことになる。まして盲目的な適用だけはやめなければいけない。又この變量分析法とても、ようやく体系づけられたとはいえ完成された方法とは思われなから、今後もどんど

ん新らしい方法が生れるであろうが、それにしてもこうした方法がこの國の研究者たちにかへりみられないことは残念なことであると思う。たいていこうした方法が現在の研究に應用し得ないとしても、この考え方だけでもとりいれたいものである。そして從來の借物にすぎない統計學から一步出てわれわれの實驗を基礎として、その上にわれわれの統計方法をつくりあげなければならない。そこにはじめて高度の科學的研究への道が拓かれるのではなからうか。こうした疑問に對する資料として、この拙い紹介が役立てば本望である。

参 考 文 献

- Fisher, R. A. & W. A. Mackenzie (1923) Studies in Crop Variation II. Jour. Agr. Sci. 13: 311—320
- Fisher, R. A. (1934) Statistical Methods for Research Workers.
- (1935) The Design of Experiments.
- Love, H. H. (1937) Application of Statistical Methods to Agricultural Research.
- Snedecor, G. W. (1934) Calculation and Interpretation of Analysis of Variance and Covariance.
- (1940) Statistical Methods.
- Yates, F. (1937) The Design and Analysis of Factorial Experiments.
- 増山元三郎 (1943) 小數例の纏め方と實驗計畫の立て方
- 佐藤良一郎 (1944) 数理統計學
- 統計科學研究會編 (1943) 統計數値表 1